

EXTREMES OF MAXIMUM TEMPERATURES OVER IBERIA FROM ENSEMBLES REGIONAL PROJECTIONS

María Dolores FRÍAS¹, Roberto MÍNGUEZ², José Manuel GUTIÉRREZ³ y Fernando J. MÉNDEZ²,

¹*Depto. de Matemática Aplicada y Ciencias de la Computación. Universidad de Cantabria*

²*Instituto de Hidráulica "IH Cantabria", Universidad de Cantabria*

³*Instituto de Física de Cantabria, "IFCA", CSIC-Universidad de Cantabria*

**mariadolores.frias@unican.es, roberto.minguez@unican.es, manuel.gutierrez@unican.es,
fernando.mendez@unican.es**

RESUMEN

El presente estudio se centra en la estimación de cambios en la temperatura máxima en el sur de Europa considerando dos modelos regionales de circulación del proyecto europeo ENSEMBLES. Los extremos son expresados en términos de los valores característicos obtenidos mediante la aplicación de un modelo basado en la distribución generalizada de extremos (GEV) dependiente del tiempo. El estudio se centra a finales del siglo XX (1961-2000), considerado como periodo de calibración/validación, y analiza los cambios proyectados en el periodo 2061-2100 considerando el escenario de emisiones A1B. El aumento de los valores característicos para un periodo de retorno de 40 años (que duplica el correspondiente a los valores medios en algunas zonas) indica un mayor impacto del cambio climático en los eventos extremos, como también se ha mostrado en otros estudios. Además los resultados obtenidos considerando diferentes periodos de retorno (40 o 100 años) son muy parecidos, siendo estas diferencias más pequeñas que las producidas por la señal de cambio climático mencionada antes.

Palabras clave: Temperatura máxima, valores de retorno, GEV no estacionaria, Península Ibérica.

ABSTRACT

Two state-of-the-art regional circulation models from the EU ENSEMBLES project are used to estimate changes of maximum temperatures over Southern Europe. Extremes are expressed in terms of return values using a time-dependent generalized extreme value (GEV) model fitted to monthly maxima. The study focuses on the end of the 20th century (1961-2000), used as a calibration/validation period, and analyzes the changes projected for the period 2061-2100 considering the A1B emission scenario. The increments of the 40-year return values (up to 2 times higher than those corresponding to the mean in some areas) indicate a higher impact of global climate changes in extremes, in agreement with other studies. Moreover, the results for different return periods (40 or 100 years) are very similar (due to the bounded character of the corresponding extreme distributions) with differences smaller than those produced by the climate change driving signal above mentioned.

Key words: Maximum temperature, return values, non-stationary GEV, Iberian Peninsula.

1. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas, varias regiones del mundo han experimentado grandes inundaciones y olas de calor. Un ejemplo es la ola de calor sufrida en Europa en el 2003 (Shär y Jendritzhky,

2004). La ocurrencia de extremos climáticos como olas de calor, frío, lluvia intensa o sequías, tiene un gran impacto en la sociedad y en los ecosistemas por el tipo de fenómenos que llevan consigo y los grandes daños que originan en multitud de sectores socio-económicos.

En las últimas décadas, el cambio climático ha venido a agravar este problema, introduciendo tendencias y variaciones en los extremos que es necesario cuantificar para poder caracterizar su evolución futura. Por ejemplo, el último informe del Panel Intergubernamental de expertos sobre el Cambio Climático (IPCC) indica que es muy probable que se incrementen los impactos de los fenómenos extremos en el futuro debido a un incremento de la frecuencia e intensidad de los mismos (Trenberth et al, 2007).

Por este motivo la caracterización de los extremos climáticos a escala regional y local resulta de vital importancia y en particular, el estudio de las proyecciones de climas extremos bajo diferentes escenarios futuros es crucial para cuantificar el impacto del cambio climático en la sociedad y los ecosistemas, los cuales son más sensibles a cambios relacionados con eventos extremos que a aquellos asociados con variaciones de las condiciones climáticas medias. Esta información constituye por tanto una parte importante de los protocolos de actuación en la toma de decisiones para las distintas políticas de prevención y adaptación.

Hoy en día, la principal herramienta disponible para desarrollar esta tarea son las simulaciones generadas con modelos climáticos a escala global (GCMs) y regional (RCMs). Estos modelos tienen resoluciones espaciales alrededor de 250 y 25 Km. respectivamente y producen simulaciones climáticas que son el resultado de proyectar el clima de acuerdo a diferentes escenarios de emisión de gases de efecto invernadero para el siglo XXI. Un ejemplo de este tipo de simulaciones son analizadas en el presente estudio, las cuales han sido generadas en el marco del proyecto europeo ENSEMBLES en el que se consideraron un conjunto de distintos RCMs forzados con datos climáticos del reanálisis del ERA-40 en el periodo de control (1961-2000) y por distintos GCMs a partir del escenario A1B en el periodo 2061-2100.

Además, la teoría estadística de valores extremos (Coles, 2001) proporciona la herramienta matemática que permite modelizar la cola de la distribución de las variables climáticas, es decir, los valores extremos de estas variables. Un ejemplo de este tipo de distribuciones es la distribución de extremos generalizada (GEV) que se considera en este trabajo y la cual proporciona un fundamento teórico a la teoría de eventos extremos. Este tipo de herramientas matemáticas nos permite obtener información muy útil en estudios de impactos como son los valores característicos. Estos valores, en el estudio de la temperatura máxima en el que se centra el presente trabajo, corresponderían al valor de temperatura extremo que es esperado que se exceda en promedio una vez cada cierto periodo de tiempo (típicamente alrededor de 50 o 100 años). Este periodo de tiempo es conocido como periodo de retorno. Avances recientes en la teoría de valores extremos permiten introducir variaciones dependientes del tiempo en los modelos basados en la GEV para poder incluir la componente estacional de la distribución de extremos. En este caso, los parámetros de la distribución (parámetros de localización, forma y escala) son reemplazados por diferentes funciones dependientes del tiempo. En el trabajo que se presenta aquí la componente no estacionaria es parametrizada mediante funciones armónicas en los parámetros de la distribución.

Con estas consideraciones, la propuesta del presente trabajo es doble. Primero, se ha introducido una distribución GEV no estacionaria con una dependencia temporal armónica en los parámetros de localización, escala y forma, la cual es ajustada a los datos máximos mensuales de

temperatura considerados sobre la España peninsular y las Islas Baleares. La aplicación de este método nos permitirá mostrar los diferentes impactos del cambio climático en los extremos de temperatura en las cuatro estaciones del año sin más que ajustar un único modelo, ya que la principal ventaja de este método es que no es necesario tratar los datos y el ajuste del modelo para cada estación del año, como ocurre con el modelo tradicional basado en la GEV. El segundo objetivo del trabajo se centra en la aplicación del modelo anterior para estimar valores característicos de la temperatura máxima a partir de las simulaciones de los RCMs forzadas con datos de reanálisis del ERA-40 en el periodo de control (1961-2000) y las proyecciones de futuro generadas por esos mismos modelos forzados a partir del escenario de emisiones A1B. La aplicación del modelo no estacionario en el periodo de control nos ha permitido validar ese modelo matemático y estimar la desviación de los RCMs respecto de las observaciones proporcionadas por la base de datos Spain02 (Herrera et al 2012). Los valores de retorno resultantes de las proyecciones futuras nos permite por otro lado inferir acerca de los resultados obtenidos en situaciones de cambio climático. Estos dos objetivos del estudio ofrecen la oportunidad de avanzar en el conocimiento actual de los extremos de temperatura sobre Europa mediante la aplicación de un modelo no estacionario basado en la GEV a simulaciones de alta resolución generadas por modelos regionales de última generación.

2. DATOS

En este estudio se analizan las simulaciones de dos RCMs del proyecto europeo ENSEMBLES (<http://www.ensembles-eu.org>). Este proyecto se centró en la generación de escenarios de cambio climático sobre Europa a partir de nueve RCMs, con una resolución común de 25 Km. En particular en este trabajo hemos considerado las simulaciones de los modelos regionales SMHI (Swedish Meteorological and Hydrological Institute) y KNMI (Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut) considerando el reanálisis ERA-40 y los escenarios de control del modelo global ECHAM5 (20c3m) como condiciones de contorno en el periodo presente (1961-2000) y las simulaciones de ese modelo global en el escenario A1B en el periodo futuro (2061-2100). La selección de estos dos RCMs se basa en que ambos consideran el mismo modelo global como condiciones de contorno, por lo que las conclusiones se centrarán en el comportamiento de los propios RCMs y no en los distintos GCMs considerados. El análisis de estos experimentos nos permitirá estudiar diferentes fuentes de error y bias en las distintas proyecciones y determinar si el patrón de bias es robusto comparando los resultados obtenidos en clima presente. Si este es el caso, será posible aplicar el “método delta” y determinar las anomalías en las proyecciones de los RCMs como la diferencia entre el periodo futuro y las proyecciones de control. En el trabajo se consideran valores máximos de temperatura mensuales de estos dos RCMs.

Con el objeto de validar las simulaciones de estos RCMs sobre España, se consideran valores máximos mensuales de temperatura de la rejilla Spain02 en el periodo 1961-2000. Spain02 es una rejilla de alta resolución (20 km.) sobre la Península y las Islas Baleares que se distribuye libremente. En el caso de la temperatura en su elaboración se consideraron alrededor de 250 estaciones de la AEMET y se aplicó el método de splines considerando la orografía y posteriormente un kriging a los residuos. Ver el trabajo de Herrera et al (2012) para más detalles. Además también se consideran datos de temperatura máxima mensual de la rejilla E-OBs (v5) a

25km de resolución elaborada sobre Europa en el marco del proyecto ENSEMBLES (Haylock et al 2008) con el fin de comparar resultados sobre la zona de interés.

3. MODELO GEV NO ESTACIONARIO

Un modelo GEV basado en la función de distribución generalizada de extremos (*Generalized Extreme Value*), en el que los parámetros de localización (μ_t), escala (ψ_t) y forma (ξ_t) varían con el tiempo, se denomina modelo GEV no estacionario (Coles 2001), siendo la expresión de su función de distribución (CDF) igual a:

$$G(x_t; \mu_t, \psi_t, \xi_t) = \begin{cases} \exp \left\{ - \left[1 + \xi_t \left(\frac{x_t - \mu_t}{\psi_t} \right) \right]_+^{-\frac{1}{\xi_t}} \right\}; \xi_t \neq 0, \\ \exp \left\{ - \exp \left[- \left(\frac{x_t - \mu_t}{\psi_t} \right) \right] \right\}; \xi_t = 0, \end{cases}$$

donde $[a]_+ = \max(0, a)$.

La familia de distribuciones GEV incluye tres tipos diferentes en función del comportamiento de la cola: Gumbel ($\xi_t=0$) con una cola *ligera* que decae exponencialmente, Fréchet ($\xi_t>0$) con una cola pesada que decae polinomialmente, y Weibull ($\xi_t<0$) con una cola acotada. Los cuantiles en función del tiempo $x_{q,t}$ se calculan como:

$$x_{q,t} = \begin{cases} \mu_t - \frac{\psi_t}{\xi_t} [1 - (-\log q)^{-\xi_t}], & \text{if } \xi_t \neq 0, \\ \mu_t - \psi_t \log(-\log q), & \text{if } \xi_t = 0, \end{cases}$$

donde q es la probabilidad correspondiente.

Además del cálculo de cuantiles instantáneos, es de gran interés práctico el cálculo de cuantiles agregados, que permiten obtener los cuantiles para distintos periodos de retorno \bar{x}_q asociados a intervalos de tiempo iguales o mayores a un mes (t_a, t_b). Estos periodos de retorno permiten conocer la probabilidad anual de obtener un máximo de temperatura en el intervalo de tiempo (t_a, t_b) seleccionado. Así, asumiendo que los tiempos están en escala anual, $t_a=0$ y $t_b=1/12$ y se corresponden con el mes de enero. Los periodos de retorno agregados se calculan mediante la siguiente expresión:

$$q = \exp \left\{ -k_m \int_{t_a}^{t_b} f(\bar{x}_q, t) dt \right\},$$

donde $k_m=12yr^{-1}$ y la función $f(\bar{x}_q, t)$ es igual a:

$$f(\bar{x}_q, t) = \begin{cases} \left[1 + \xi_t \left(\frac{\bar{x}_q - \mu_t}{\psi_t} \right) \right]^{-1/\xi_t}; & \text{if } \xi_t \neq 0 \\ \exp \left[- \left(\frac{\bar{x}_q - \mu_t}{\psi_t} \right) \right]; & \text{if } \xi_t = 0. \end{cases}$$

Los detalles de cómo obtener esta expresión se pueden encontrar en Frías et al. (2012).

En este trabajo los cuantiles agregados se calculan para cada una de las estaciones: primavera (MAM), verano (JJA), otoño (SON) e invierno (DEF), y para todo el año. La ventaja del modelo no estacionario propuesto es que un único ajuste permite el cálculo de los distintos periodos agregados, y dado que se emplean mayor número de datos, por utilizar máximos mensuales, la incertidumbre del modelo es menor.

Como contrapartida, hay que ser especialmente cuidadoso con la hipótesis de independencia entre máximos ya que en caso contrario los resultados de la agregación no serán adecuados. Para asegurarnos de que esta hipótesis se cumple, la selección de los máximos mensuales se ha realizado teniendo en cuenta una separación temporal mínima entre los máximos, para este caso concreto 3 días.

3.1. Formulación del modelo

Para la realización de este trabajo se ha empleado el mismo modelo propuesto en Frías et al. (2012). Sin embargo, el modelo en sí no es originario de ese trabajo. En los últimos años se han propuesto distintos modelos no estacionarios para tener en cuenta tendencias de largo plazo y variaciones interanuales (véase, por ejemplo, Mínguez et al. (2010b)). Pero el estudio de referencia es el propuesto por Menéndez et al. (2009), en el que se considera un modelo no estacionario con variaciones intra-anales, para así tener en cuenta la estacionalidad. De acuerdo a este modelo, los máximos de temperatura x_t en meses consecutivos se consideran variables aleatorias independientes con una distribución GEV en la que los parámetros dependen del tiempo. Esa variación temporal de los parámetros se introduce de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}\mu_t &= \beta_0 + \sum_{i=1}^{P_\mu} [\beta_{2i-1} \cos(i\omega t) + \beta_{2i} \sin(i\omega t)] \\ \log(\psi_t) &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P_\psi} [\alpha_{2i-1} \cos(i\omega t) + \alpha_{2i} \sin(i\omega t)] \\ \xi_t &= \gamma_0 + \sum_{i=1}^{P_\xi} [\gamma_{2i-1} \cos(i\omega t) + \gamma_{2i} \sin(i\omega t)],\end{aligned}$$

donde t está expresado en años, $\log(\psi_t)$ garantiza que el parámetro de escala sea positivo, β_0, α_0 , y γ_0 son los valores medios de sus respectivos parámetros, β_i, α_i , y γ_i son las correspondientes amplitudes de los armónicos, $\omega = 2\pi/T$ la frecuencia anual, T es un año, P_μ, P_ψ y P_ξ son el número de armónicos considerados para cada parámetro. La estimación de los parámetros a partir de los datos se realiza mediante el método de máxima verosimilitud.

De acuerdo a la metodología propuesta por Frías et al. (2012), y con el propósito de comparar, se va a emplear la misma parametrización, consistente en:

$$P_\mu = 3, P_\psi = 3, \text{ and } P_\xi = 1.$$

De esta manera se podrá comparar el efecto de la resolución en el cálculo de los periodos de retorno, sin que afecte el tipo de modelo seleccionado. Es importante recalcar, sin embargo, que un análisis más detallado implica el uso de métodos más sofisticados de ajuste, como el propuesto en Mínguez et al. (2010a), basado en la minimización del criterio de Akaike.

Adicionalmente, se ha seleccionado esta parametrización por los siguientes motivos: (1) es el modelo más complejo en el que los parámetros son estadísticamente significativos al 10% en las ubicaciones de referencia seleccionadas, (2) se obtiene muy buenos diagnósticos de ajuste para la gran mayoría de los casos, y (3) es lo suficientemente flexible para capturar las posibles variaciones espaciales en el comportamiento de los máximos en todo el dominio.

El armónico en el parámetro de forma ξ se ha introducido para comprobar si hay variaciones significativas del mismo a lo largo del año. El comportamiento de los parámetros del modelo se ha analizado en varios puntos de la rejilla de E-OBS y de Spain02 con el fin de comprobar el ajuste del

modelo. En este sentido se ha comprobado como el modelo es capaz de reproducir las variaciones estacionales mostradas por los datos.

Un aspecto importante con respecto al modelo seleccionado es la decisión de no incluir parámetros de tendencia de largo plazo, análogamente al estudio presentado por Frías et al. (2012). Esto nos permite hacer un análisis comparativo con respecto al citado trabajo. Sin embargo, con el propósito de subsanar esta deficiencia se han realizado tres ajustes, uno empleando datos de 1961 al 1980, del 1981 al 2000, y por último, datos del 1961 al 2000. Esto nos permite analizar las posibles diferencias en los periodos de retorno con los distintos ajustes, y con ello determinar si ha habido cambios significativos a lo largo del tiempo.

3.2. Diagnósticos de ajuste

Para comprobar la calidad de los ajustes se han utilizado distintos gráficos de ajuste. En particular, se han calculado los gráficos cuantil-cuantil (QQ plot) y probabilidad-probabilidad (PP plot) para distintas ubicaciones tanto con Spain02 como con E-OBS, obteniéndose muy buenos diagnósticos de ajuste en ambos casos, con puntos cercanos a la diagonal. La Figura 1 muestra los gráficos QQ para las dos ubicaciones y bases de datos seleccionadas como referencia. Los gráficos PP y QQ pueden obtenerse a

partir de los valores \bar{z}_t obtenidos de las muestras de la siguiente manera $\bar{z}_t = \frac{1}{\xi_t} \log \left[1 + \xi_t \left(\frac{x_t - \mu_t}{\psi_t} \right) \right]$, de forma que si $\bar{z}_{(1)}, \bar{z}_{(2)}, \dots, \bar{z}_{(n_d)}$ son los valores calculados ordenados de menor a mayor, los puntos para pintar el gráfico PP son $\{i/(n_d + 1), \exp(-\exp(-\bar{z}_{(i)}))\}$, mientras que los puntos para pintar el gráfico QQ se corresponden con $\{-\log(-\log(i/(n_d + 1)))\}, \bar{z}_{(i)}\}$.

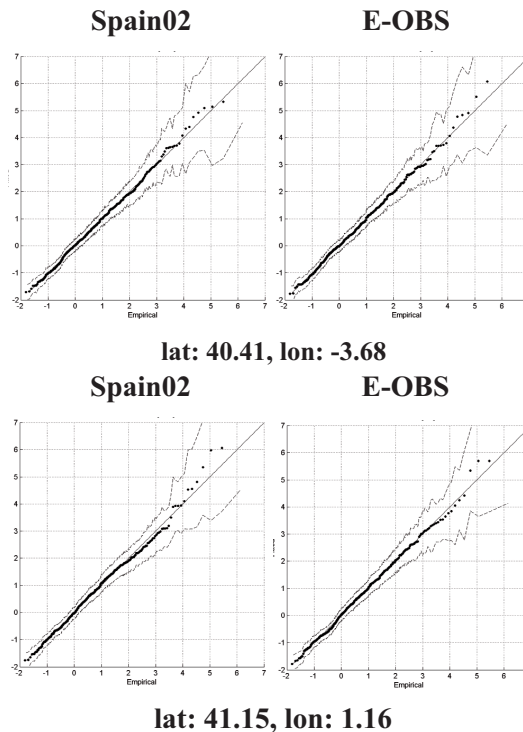


FIG. 1: Gráficos de ajuste QQ para dos ubicaciones empleando la base de datos Spain02 y E-OBS. Las bandas de confianza del 90% se muestran con líneas discontinuas.

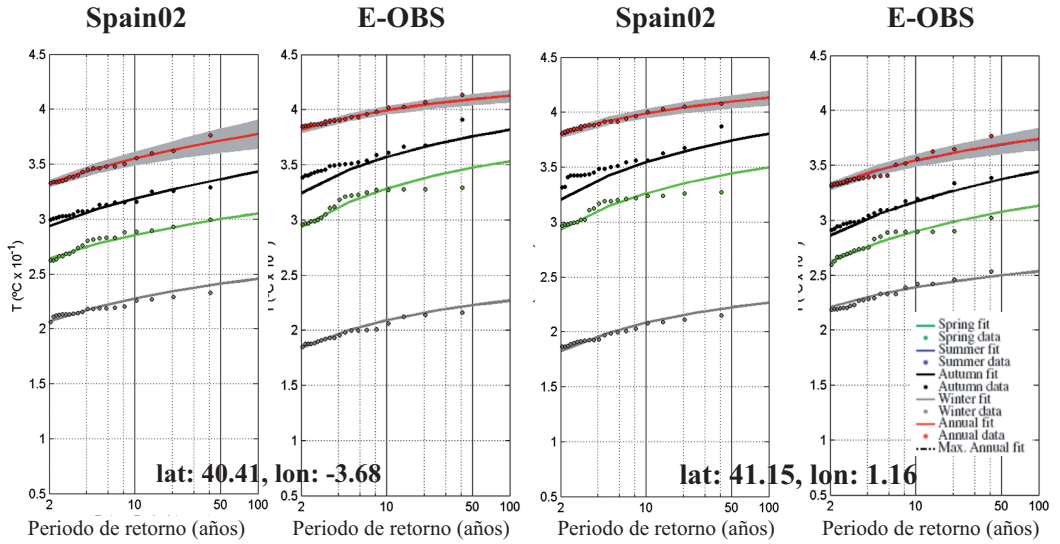


FIG. 2: Gráfico de periodos de retorno para primavera, verano, otoño, invierno y anual, para las dos ubicaciones empleando la base de datos Spain02 y E-OBS. Las bandas de confianza de periodos de retorno anuales del 90% se muestran con sombreado grisáceo.

Por otro lado, con los modelos ajustados se han calculado los periodos de retorno anuales y estacionales. Esta información proporciona, respectivamente, el conocimiento sobre el número medio de años, primaveras, veranos, otoños e inviernos que transcurren entre excedencias sobre un determinado umbral de temperatura. En la Figura 2 se representan, además de los cuantiles asociados a los distintos periodos de retorno, los valores empíricos utilizando los datos. Para ser más precisos:

Periodos de retorno anuales (línea roja) obtenidos a partir del modelo no estacionario y sus bandas de confianza al 90% (sombreado grisáceo). Periodos de retorno empíricos empleando máximos anuales (puntos rojos) y la metodología de Morton et al. (1997): (1) se ordenan los datos de menor a mayor, (2) se les asigna una probabilidad empírica de

ocurrencia $F_i^{AM} = \frac{i}{n+1}$ donde i es la posición del dato en la muestra ordenada, y se

calcula el periodo de retorno correspondiente como $T_i^{AM} = \frac{1}{1-F_i^{AM}}$.

Periodos de retorno empíricos y ajustados para: (1) primavera (línea y puntos verdes), (2) verano (línea y puntos azules), (3) otoño (línea y puntos negros), y finalmente, (4) invierno (líneas y puntos grises). Análogamente a los máximos anuales, los puntos empíricos se han calculado considerando los valores máximos anuales de cada una de las estaciones respectivamente.

Estas figuras proporcionan información muy interesante. Por ejemplo, como los máximos de temperatura ocurren en verano, los cuantiles asociados a distintos periodos de retorno para el caso anual y el verano coinciden. Este resultado es conocido y muestra la coherencia del modelo propuesto. Nótese que las líneas azules asociadas al verano se ocultan tras las rojas relativas al anual. En todos los casos el modelo reproduce muy bien los valores empíricos.

4. RESULTADOS

En esta sección se muestran los resultados de los valores característicos obtenidos de aplicar el modelo estacional basado en la GEV tanto a los datos de Spain02 como a los dos RCMs considerados. Se han calculado valores característicos para distintos periodos de retorno ($T=20, 40$ y 100 años), pero nos centraremos en los resultados de $T=40$ que coincide con la amplitud del periodo considerado tanto en presente como en futuro. En este estudio se considera la rejilla de temperatura de Spain02 como pseudo-observaciones de referencia en el periodo presente. Los valores característicos obtenidos para esta rejilla se han comparado con los resultantes de la rejilla E-OBs (v5) (Figuras no mostradas). Los resultados muestran mayores diferencias en la costa mediterránea (en torno a -2°C) principalmente debidas a la metodología empleada en cada rejilla y al diferente número de estaciones consideradas sobre España, siendo mayor en Spain02 (250) que en E-OBS (alrededor de 150).

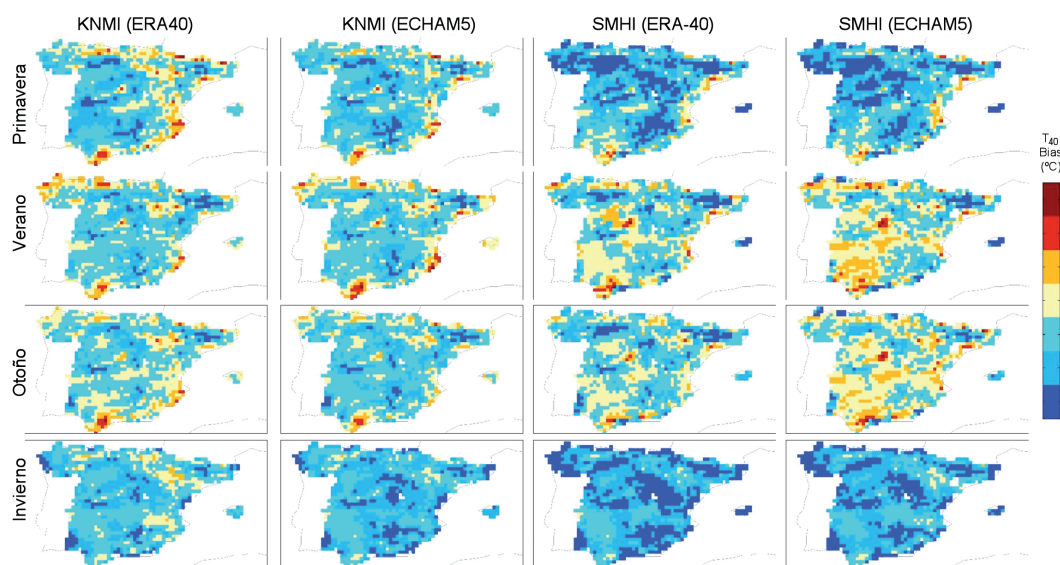


FIG. 3: Anomalías del valor característico para $T=40$ años de los modelos KNMI y SMHI con respecto a los datos de Spain02 para cada estación (filas). Las primeras columnas corresponden al modelo KNMI con los dos forzamientos considerados (ERA-40 y ECHAM5-20c3m) y las dos últimas al modelo SMHI.

En primer lugar se analizan las simulaciones del periodo de control considerando como condiciones de contorno el reanálisis ERA-40 (condiciones óptimas) y el GCM ECHAM5 bajo el escenario 20c3m (condiciones sub-óptimas). La Figura 3 muestra los mapas espaciales de los valores característicos para $T=40$ años respecto de los valores correspondientes obtenidos para Spain02 para cada simulación (columnas) y estación del año (filas). En este caso se trata de identificar si cada RCM tiene patrones de bias regionales característicos independientemente de las condiciones de contorno consideradas. Para ambos RCMs se observa una subestimación en la mayor parte de la zona estudiada (salvo en la zona mediterránea) más marcada en las estaciones de primavera e invierno y en especial para el modelo SMHI. Este resultado coincide el estudio de Frías et al (2012) aplicado a toda Europa en el que se observa una sobreestimación de los modelos en el área mediterránea y una subestimación hacia el norte de Europa. Un resultado importante es que ambos RCMs muestran el mismo patrón regional de bias (salvo pequeñas diferencias) para los dos forzamientos globales

considerados. En este sentido se puede concluir que la variabilidad inter-RCM del patrón de bias es mucho mayor que la variabilidad debida al inter-GCM.

Analizamos a continuación los cambios de los extremos de temperatura en el periodo futuro (2061-2100) considerando los dos RCMs forzados con el escenario de emisiones A1B del modelo global ECHAM5. Dada la robustez de los patrones de bias obtenidos en periodo presente, aplicamos el “método delta” con el fin de estimar los valores característicos para escenarios futuros. La Figura 4 muestra las diferencias de los valores característicos para $T=40$ años de las simulaciones de futuro de los dos RCMs respecto a los correspondientes valores obtenidos de las simulaciones en clima presente (ECHAM5-20c3m). Se observan patrones similares para ambos RCMs en cada estación del año, con un aumento de los valores de retorno en toda la región de estudio. El modelo SMHI muestra un mayor incremento en la mayoría de los casos analizados. Este comportamiento es similar en los otros periodos de retorno analizados ($T=20$ y 100 años), siendo ligeramente mayor para periodos de retorno más largos.

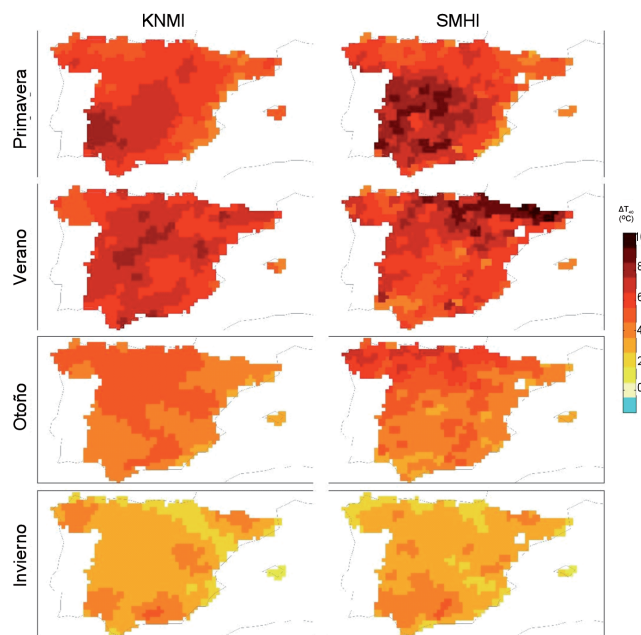


FIG. 4: Aumento de los valores de retorno para $T=40$ años asociado al cambio climático, periodo 2061-2100 respecto al periodo 1961-2000, simulados por el KNMI (izquierda) y el SMHI (derecha) ambos forzados con el modelo global ECHAM5.

Con el objeto de evaluar en detalle la respuesta de los extremos de temperatura al cambio climático, comparamos ahora los resultados obtenidos en la Figura 4 con la respuesta de los valores medios de la temperatura máxima diaria. La Figura 5 muestra el incremento de los valores característicos para $T=40$ años debido al cambio climático (Figura 4) expresado como un múltiplo del cambio que experimenta la temperatura media en el mismo periodo (2061-2100 respecto al periodo 1961-2000) para los dos RCMs considerados. En general se observa como los extremos de temperatura aumentan más rápido que los valores medios, (con un factor 2 en algunos casos) siendo mayor este incremento en primavera.

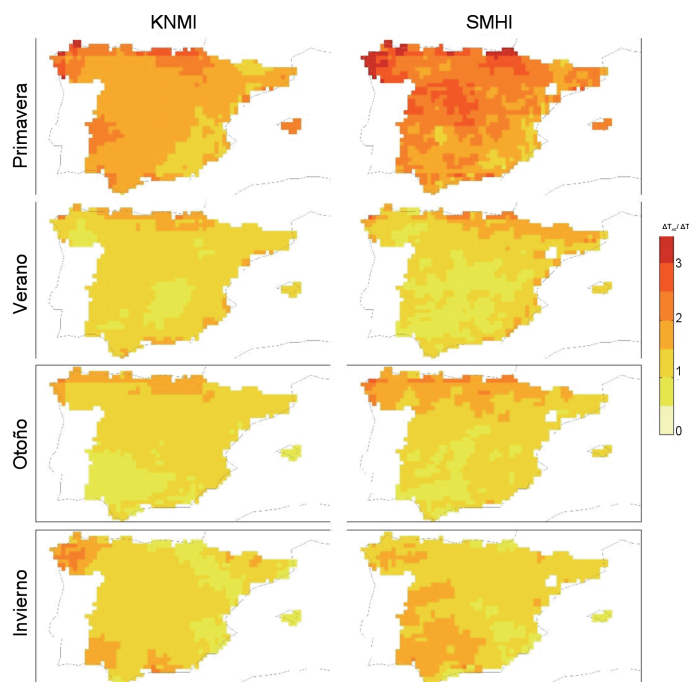


FIG. 5: Incremento de los valores de retorno para $T=40$ años del periodo 2061-2100 relativo a 1961-2000 respecto del incremento de los valores medios de temperatura máxima diaria para el mismo periodo de las simulaciones del modelo KNMI (izquierda) y el SMHI (derecha) ambos forzados con el modelo global ECHAM5.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza cambios en los extremos de temperatura en la Península Ibérica y Baleares a partir de dos modelos climáticos regionales (KNMI y SMHI) del proyecto europeo ENSEMBLES. Los modelos son primero validados frente a la rejilla de observaciones Spain02 para el periodo 1961-2000, considerado como periodo de calibración/validación, y a continuación se estudian los cambios proyectados para el periodo 2061-2100 considerando el escenario de emisiones A1B.

Los extremos son estudiados en términos de los valores característicos considerando un modelo de extremos generalizado dependiente del tiempo que es aplicado a máximos mensuales de temperatura. La comparación del modelo no estacionario con el modelo GEV estacionario, ha permitido determinar la consistencia y coherencia del modelo propuesto resaltando la principal ventaja de esta metodología, ya que no es necesario ajustar el modelo para cada periodo por separado. Este aspecto permite reducir la incertidumbre en la estimación de los valores característicos para cada estación del año.

El modelo propuesto se aplica en primer lugar con el fin de comparar las simulaciones de los 2 RCMs respecto de la variabilidad natural observada en la rejilla Spain02. La estimación del bias de los valores de retorno con respecto a la rejilla Spain02 revela que la variabilidad inter-RCM del patrón obtenido es mucho mayor que la variabilidad debida al inter-GCM.

El análisis hecho acerca de la respuesta de los extremos de temperatura al incremento de gases de efecto invernadero proyectado por el escenario A1B, muestra una consistencia para ambos RCMs,

mostrando un aumento generalizado de los valores característicos en el periodo 2061-2100 respecto del periodo presente.

El incremento relativo de los extremos de temperatura proyectados en el periodo futuro se compara también con los cambios que experimenta la media de las temperaturas máximas diarias para el mismo periodo. Los resultados muestran en el futuro un incremento mayor de los valores extremos de temperatura respecto al aumento de los valores medios.

Agradecimientos

Los autores agradecen la disponibilidad de los datos de los RCMs del proyecto ENSEMBLES y de las rejillas Spain02 y E-OBS. Además agradecen la financiación obtenida a través de los proyectos “GRACCIE” (CSD2007-00067, Programa Consolider-Ingenio 2010), “AMVAR” (CTM2010-15009) y EXTREMBLES (CGL2010-21869) del Ministerio de ICINN, C3E (200800050084091) y ESCENA (200800050084265) del Ministerio de ARM, MARUCA (E17/08) del Ministerio de Fomento y CLIM-RUN del Séptimo Programa Marco de la Unión Europea. En particular R. Mínguez agradece la financiación proporcionada por el programa “Ramón y Cajal” del Ministerio de ICINN.

REFERENCIAS

- Coles, S. (2001). *An introduction to statistical modeling of extremes values*. Springer, London.
- Frias, M.D.; Mínguez, R.; Gutiérrez, J.M. y Méndez, F.J. (2012). “Future regional projections of extreme temperatures in Europe: a nonstationary seasonal approach”. *Climatic Change*, 113, pp.371-392.
- Haylock, M.; Hofstra, N.; Klein-Tank, A.; Klok, E.J.; Jones, P. y New, M. (2008). “A European daily high-resolution gridded data set of surface temperature and precipitation for 1950–2006”. *J. Geophys. Res.*, 113, pp. D20,119.
- Herrera, S.; Gutiérrez, J.M.; Ancel, R.; Pons, M.R.; Frías, M.D. Y Fernández, J. (2012). “Development and analysis of a 50 year high-resolution daily gridded precipitation dataset over Spain”. *Int. J. of Climatology*, 32, pp. 74-85.
- Menéndez, M.; Méndez, F.J.; Izaguirre, C., Luceño, A.L. y Losada, I. (2009). “The influence of seasonality on estimating return values of significant wave height”. *Coastal Engineering*, 56, pp. 211–219.
- Mínguez, R.; Méndez, F.J.; Izaguirre, C.; Menéndez, M. y Losada, I.J. (2010a). “Pseudo-optimal parameter selection of non-stationary generalized extreme value models for environmental variables”. *Environmental Modelling & Software*, 25, pp. 1592–1607.
- Mínguez, R.; Menéndez, M.; Méndez, F.J. y Losada, I.J. (2010b). “Sensitivity analysis of time-dependent generalized extreme value models for ocean climate variables”. *Advances in Water Resources*, 33, pp. 833–845.
- Morton, I.D.; Bowers, J. y Mould, G. (1997). “Estimating return period wave heights and wind speeds using a seasonal point process model”. *Coastal Engineering*, 31, pp. 305–326.
- Shär, C.; Jendritzhky, G. (2004). “Hot news from summer 2003”. *Nature*, 432, pp. 559–560.
- Trenberth, K.; Jones, P.; Ambenje, P.; Bojariu, R.; Easterling, D.; Tank, A. K.; Parker, D.; Rahimzadeh, F.; Renwick, J.; Rusticucci, M.; Soden, B. y Zhai, P. (2007). “Observations: Surface and atmospheric climate change. The physical science basis”. Contribution of working group I to the *Fourth assessment report of the intergovernmental panel on climate change*, IPCC.

